9011062

I

RAPPORT

Ove Söderström

Torkningssprickor och slutfuktkvoter

Drying Checks and End Moisture Contents

Trätek

INSTITUTET FÖR TRÄTEKNISK FORSKNING

Ove Söderström

TORKNINGSSPRICKOR OCH SLUTFUKTKVOTER

Drying Checks and End Moisture Contents

TräteknikCentrum, Rapport I 9011062

Nyckelord

drying checks
surface checking
wood drying

Stockholm augusti 1990

Rapporter från TräteknikCentrum är kompletta sammanställningar av forskningsresultat eller översikter, utvecklingar och studier. Publicerade rapporter betecknas med I eller P och numreras tillsammans med alla utgåvor från TräteknikCentrum i löpande följd.

Citat tillåtes om källan anges.

TräteknikCentrum betjänar de fem industrigrenarna sågverk, trämanufaktur (snickeri-, trähus-, möbel- och övrig träbearbetande industri), träfiberskivor, spånskivor och plywood. Ett avtal om forskning och utveckling mellan industrin och Styrelsen för Teknisk Utveckling (STU) utgör grunden för verksamheten som utförs med egna, samverkande och externa resurser. TräteknikCentrum har forskningsenheter, förutom i Stockholm, även i Jönköping och Skellefteå.

Reports issued by the Swedish Institute for Wood Technology Research comprise complete accounts for research results, or summaries, surveys and studies. Published reports bear the designation I or P and are numbered in consecutive order together with all the other publications from the Institute.

Extracts from the text may be reproduced provided the source is acknowledged.

The Swedish Institute for Wood Technology Research serves the five branches of the industry: sawmills, manufacturing (joinery, wooden houses, furniture and other woodworking plants), fibre board, particle board and plywood. A research and development agreement between the industry and the Swedish National Board for Technical Development (STU) forms the basis for the Institute's activities. The Institute utilises its own resources as well as those of its collaborators and other outside bodies. Apart from Stockholm, research units are also located in Jönköping and Skellefteå.

INNEHÅLLSFÖRTECKNING

		Sid
1.	SAMMANFATTNING	3
2.	INLEDNING	4
3	JÄMFÖRELSE MELLAN TVÅ PARTIER	5
4.	INDIVIDUALISERADE MÄTNINGAR	9
5.	SLUTSATSER	11
6.	REFERENSER	12
7.	SUMMARY	12

1. SAMMANFATTNING

I rapporten ges förslag till hur två virkespartier skall jämföras med avseende på sprickförekomst. Skillnad görs mellan virkesbitar med respektive utan sprickor.

Analysen visar dock att sprickbildningen i första hand beror på densiteten men med låg korrelationskoefficient. Här saknas fortfarande den mest relevanta styr- och/eller materialparametern. Slutfuktkvoten däremot beror i första hand på torkningsschemat.

2. INLEDNING

Sprickbildning vid torkning är ett av träindustrins gissel, som i möjligaste mån bör undvikas. Olika sätt att handha torkningen på sågverken ger olika kvalitetsutfall. Det kan exempelvis vara olika torkningsschemata som används, men även andra saker kan påverka, t ex sågsättet (Söderström och Sederholm, 1988). Det är av stort intresse att ta fram en statistisk metod för att göra en adekvat jämförelse mellan olika virkespartier med avseende på sprickbildning.

Sprickbildningens orsaker finns inte klarlagda. Det är sedan tidigare känt att densiteten påverkar sprickförekomsten (Malmquist, 1984). Dessutom är det troligt att torkningsschemat påverkar, men även andra process- och materialparametrar kan vara av betydelse.

3. JÄMFÖRELSE MELLAN TVÅ PARTIER

Som mått på sprickförekomsten används den relativa sprickarean (Malmquist, 1984). Ett antal försök har utförts, dels med ett idealt torkningsschema, dels med ett s k temperaturfallschema. De två serierna har utförts i Träteks mobila torkningslaboratorium och experimenten betecknas ID (avseende experimenten T32 + T34 + T40) och TF (avseende experimenten T35 + T36 +- T41). De första analyserna är redan avrapporterade (Söderström, 1988). Då provades de parameterfria testerna, men de bedömdes vara alltför svaga för att kunna särskilja två partier. Dessa tester kommer inte att behandlas vidare i detta arbete.

I programpaketet STATGRAPHICS för persondator finns färdiga program för jämförelse mellan två partier. Förutsättningen är att de stokastiska variablerna kan anses vara normalfördelade. Om så är fallet kan det sedvanliga t-testet göras. Detta utfördes på ID och TF och resultatet visade att det inte var någon signifikant skillnad mellan medelvärdena på relativa sprickarean.

Normalfördelningsantagandet är mycket dåligt när det gäller relativa sprickareor, ty dels är vissa virkesbitar helt sprickfria, dels kan sprickarean inte vara mindre än noll. Ett χ^2-test med normalfördelningen för sprickarean i försök ID ger $\chi^2 = 453$ och i försök TF $\chi^2 = 442$. Detta är mycket höga värden (se nedan) och visar att normalfördelningsantagandet är dåligt.

Som föreslagits tidigare bör de sprickfria virkesbitarna särbehandlas (Söderström, 1988). Detta kan göras på följande sätt (Vännman, 1989):

a_i = relativ sprickarea på virkesbit i
n = totala antalet virkesbitar
K = antalet virkesbitar med $a_i > 0$
k = observerat värde på K.

a_i och K är stokastiska variabler. En virkesbit är antingen sprucken eller ej.

$$P(a_i > 0) = P \tag{1}$$

$$P(a_i = 0) = 1 - p \tag{2}$$

Det betyder att K är binomialfördelad (n, p). p skattas lämpligen med $\frac{k}{n}$.

Förväntningsvärdet för a_i blir då

$$E(a_i) = 0 \cdot (1 - p) + p\, E(a_i | a_i > 0) \tag{3}$$

där $E(a_i | a_i > 0)$ är förväntningsvärdet av a_i betingat av att $a_i > 0$. För att komma vidare måste en fördelningsfunktion väljas för de a_i som är större än 0. STATGRAPHICS erbjuder möjligheter att testa ett antal olika fördelningsfunktioner med χ^2-test. Tabellerna 1 och 2 visar att exponentialfördelningen ger de lägsta χ^2-värdena för såväl ID som TF. Motsvarande histogram visas i figurerna 1 och 2 med inlagd exponentialfunktion. Detta val av fördelningsfunktion kan motiveras av att sannolikheten att få en spricka i ett sprickareaintervall Δx är $\lambda\Delta x$ där λ är den s k intensiteten, som exempelvis kan vara en ytenergi. Då blir $\lambda\Delta x$ den frigjorda energin när

TABELL 1. Test av olika fördelningar för sprickareor större än noll för ID.

Fördelning	χ^2	Frihetsgrader	Signifikansnivå
χ^2	798	7	0
Erlang	16.246	10	0.093
Exponential	16.246	11	0.132
Gamma	16.677	10	0.082
Lognormal	41.200	10	10^{-5}
Normal	137.242	12	0
Student's t	139.5	2	0
Uniform	187.7	15	0
Weibull	16.841	10	0.078

TABELL 2. Test av olika fördelningar för sprickareor större än noll för TF.

Fördelning	χ^2	Frihetsgrader	Signifikansnivå
χ^2	345.2	6	0
Erlang	17.882	11	0.084
Exponential	17.882	12	0.119
Gamma	23.682	12	0.022
Lognormal	54.158	11	$1.1 \cdot 10^{-7}$
Normal	153.0	13	0
Student's t	121.2	2	0
Uniform	223.5	17	0
Weibull	24.637	12	0.017

sprickarean ökar från x till x + Δx. Om nu sannolikheten för att det <u>inte</u> spricker i intervallet från 0 till x betecknas P(x), erhålles sambandet

$$P(x + \Delta x) = P(x)(1-\lambda\Delta x)$$

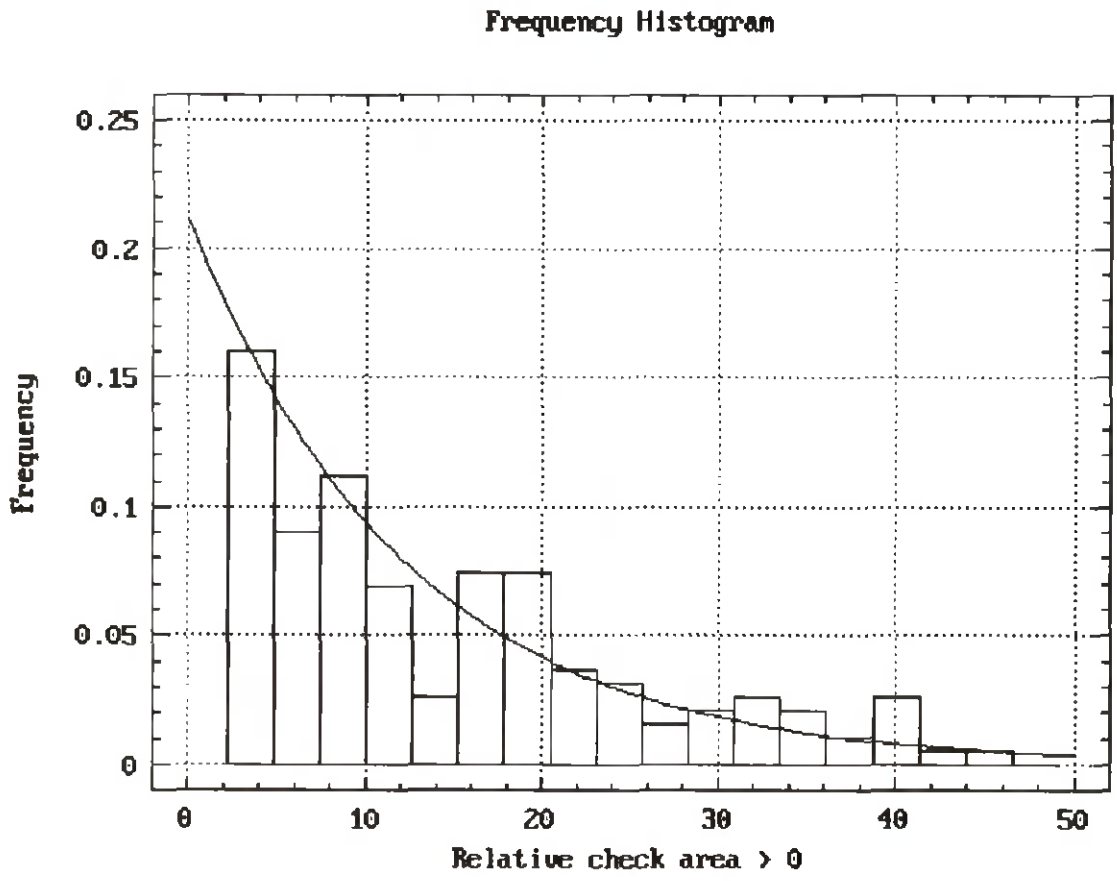
eller i differentialform

$$\frac{dP}{dx} = - \lambda x$$

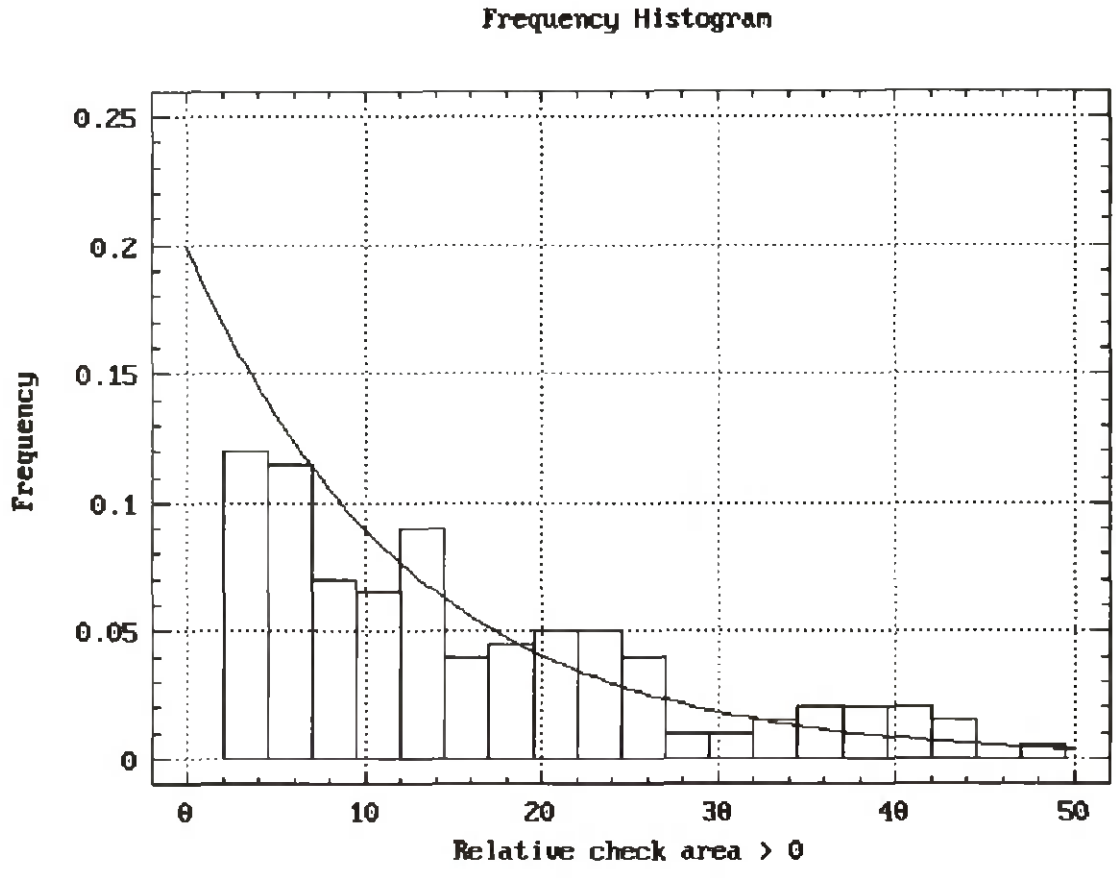
som integrerad blir

$$P(x) = e^{-\lambda x}$$

d v s sannolikheten att det finns en sprickarea > 0, men som är mindre än x är följaktligen $1 - e^{-\lambda x}$.



Figur 1. Frekvenshistogram för sprickareor > 0 för ID.



Figur 2. Frekvenshistogram för sprickareor > 0 för TF.

Frekvensfunktionen blir då $\lambda e^{-\lambda x}$, d v s det är en exponentialfördelning.

Ovanstående ger en kompletterande fysikalisk förklaring till att de virkesbitar som spruckit kan vara exponentialfördelade. Med exponentialfördelningsantagandet blir

$$E(a_i | a_i > 0) = \int_0^\infty x \, \lambda e^{-\lambda X} \, dx = \frac{1}{\lambda} \tag{4}$$

som med (3) ger

$$E(a_i) = p \frac{1}{\lambda} \tag{5}$$

För ett givet värde K = k blir variabeln $T = \sum_1^k a_i$ gammafördelad (Rudemo och Råde 1974) med frekvensfunktionen

$$f_k(x) = \frac{\lambda^k x^{k-1}}{(k-1)!} e^{-\lambda x}$$

Med hänsyn till att K är Bin(n,p) blir följaktligen den obetingade frekvensfunktionen för T

$$f_T(x) = \sum_{k=1}^{n} \frac{\lambda^k x^{k-1}}{(k-1)!} e^{-\lambda x} \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$$

varur väntevärdet och variansen kan beräknas för T

$$E(T) = \frac{np}{\lambda}$$

$$V(T) = \frac{np}{\lambda^2} (2-p)$$

och för $\frac{T}{n}$ således

$$E(\frac{T}{n}) = \frac{p}{\lambda}$$

$$V(T) = \frac{p(2-p)}{n\lambda^2}$$

Om n är tillräckligt stor fås, enligt centrala gränsvärdessatsen, $\frac{T}{n}$

fördelningen $N(\frac{p}{\lambda}, \sqrt{\frac{p(2-p)}{n\lambda^2}})$

Genom att tillämpa ovanstående metodik på ID och TF, kunde ingen skillnad mellan partierna konstateras. Slutsatsen måste bli att torkningsschemat inte har någon inverkan på sprickbildningen, åtminstone inte med den skillnad i schemata som föreligger i detta fall (Söderström, 1988). En annan möjlig slutsats är att någon annan viktig material- eller styrparameter skiljer i de två partierna.

4. INDIVIDUALISERADE MÄTNINGAR

Som framgått ovan är det svårt att skilja två partier från varandra med avseende på relativa sprickareor. En adekvat fråga måste då bli om det är några andra material- eller processparametrar, förutom olika torkningsschemata, som påverkar sprickbildningen. Därför utfördes två nya mätningar med dels ett idealt schema, dels med ett temperaturfallsschema (T65 respektive T66). Bägge försöken utfördes med 75 x 150 färsk furu. Våttemperaturen var 38 °C. Samtidigt uppmättes densiteten, begynnelsefuktkvoten, slutfuktkvoten, kärnvedsandelen, märgläget och årsringsbredden på varje planka i såväl topp- som rotänden. Dessutom mättes relativa sprickarean och varje virkesbit markerades med det torkningsschema som den torkats med.

Skillnaden mellan topp- och rotändens densiteter och begynnelsefuktkvoter bildades. Som väntat blev dessa skillnader signifikant skilda från noll i bägge partierna. Därefter reducerades antalet variabler genom att medelvärdesbilda rot- och toppändevärden. Som beroende variabler valdes relativa sprickarean och slutfuktkvoten. Regressionsanalys med stegvis variabelurval på sammansättningen av de två dataseten gav att relativa sprickarean i första hand beror på densiteten. Den totala korrelationskoefficienten var emellertid låg (se tabell 3). Samma analys för slutfuktkvoten gav emellertid resultatet att den i första hand beror på vilket torkningsschema, som använts. I andra hand kom densiteten. Här blev den totala korrelationskoefficienten hög (se tabell 4).

Ovanstående analys visar klart att slutfuktkvoten beror på torkningsschemat. Detta resultat är väntat, liksom resultatet att relativa sprickarean beror på densiteten. I det sistnämnda fallet är dock korrelationskoefficienten så låg att den slutsatsen måste dras att sprickarean beror på några okända parametrar. En viktig parameter, som inte medtagits här, är förmodligen mellanlagringstiden från sågning till torkning. En okontrollerad begynnande torkning av den nysågade varan ökar risken för att ytans fuktkvot snabbt kommer under fibermättnad och börjar krympa. Då bildas kraftiga dragspänningar i ytan som medför sprickbildning då brottgränsen överskrids.

TABELL 4. Analys av relativa sprickarean.

Stepwise Selection for TRR.As

Selection: Forward — Maximum steps: 500 — F-to-enter: 4.00
Control: Manual — Step: 2 — F-to-remove: 4.00

R-squared: .34203 — Adjusted: .33406 — MSE: 0.0110788 — d.f.: 165

Variables in Model	Coeff.	F-Remove	Variables Not in Model	P.Corr.	F-Enter
1. TRR.Density	0.00156	82.3652	2. TRR.Uin	.1383	3.1986
4. TRR.Xpit	0.00155	4.1781	3. TRR.My	.1236	2.5462
			5. TRR.Dy	.1071	1.9040
			6. TRR.Sched	.0334	.1828

TABELL 5. Analys av slutfuktkvoten.

Stepwise Selection for TRR.Uf

Selection: Forward — Maximum steps: 500 — F-to-enter: 4.00
Control: Manual — Step: 5 — F-to-remove: 4.00

R-squared: .85489 — Adjusted: .85042 — MSE: 4.85914E-5 — d.f.: 162

Variables in Model	Coeff.	F-Remove	Variables Not in Model	P.Corr.	F-Enter
1. TRR.Density	0.00014	125.5292	3. TRR.My	.0121	.0235
2. TRR.Uin	0.03301	70.9050			
4. TRR.Xpit	0.00021	14.8018			
5. TRR.Dy	-0.00232	5.6406			
6. TRR.Sched	0.02455	433.2549			

5. SLUTSATSER

Den föreslagna metoden att jämföra två virkespartier med avseende på relativa sprickareor bör testas i praktiken och därefter vid behov modifieras. Användningen har klart visat att kvalitetsutfallet med avseende på sprickor vid olika torkningssätt inte är särskilt starkt beroende på torkningsschemats detaljerade utformning, när konstant våttemperatur används. Det bör betonas att denna metodik att särskilja de sprickfria virkesbitarna från hela partiet, endast är ett förslag till en statistisk behandling. Praktiska prov i större omfattning får ge besked om användbarheten. Sprickareans storlek beror i första hand på densiteten, men analysen visar klart att även detta beroende är förhållandevis svagt. Det betyder att den viktigaste material- och/eller styrparametern som styr sprickareautfallet fortfarande saknas. Här bör nytt försök göras och det finns skäl att misstänka att mellanlagringstiden efter sågningen och före torkningen är av stor betydelse för kvalitetsutfallet med avseende på sprickor. Det finns alltså skäl att undersöka detta. En annan tänkbar parameter är kvistförekomsten.

6. REFERENSER

Malmquist, L., 1984: "Compound-torkning av virke. En analys av torkningsskador", TräteknikRapport nr 62.

Rudemo, M. och Råde, L., 1967: "Sannolikhetslära och statistik med tekniska tillämpningar. Del 1", Biblioteksförlaget, Stockholm.

Söderström, O., 1988: "Inverkan av stora blåsdjup i kammartorkar", TräteknikCentrum, Rapport I 8806047.

Söderström, O. och Sederholm, J., 1988: "Sågsättets inverkan på virkeskvaliteten efter torkning", TräteknikCentrum, Rapport I 8806037.

Vännman, K., 1989: Privat kontakt, rapport under utarbetande.

7. SUMMARY

This report presents ways to compare two timber parcels with regard to checks. Difference is made between pieces of wood with and without checks.

However, the analysis shows that the formation of checks primarily depends on the density of the wood but with a low coefficient of correlation. The main and most relevant controlling and/or material parameter is still missing. The end moisture content, however, mainly depends on the drying schedule.

Detta digitala dokument
skapades med anslag från

**Stiftelsen Nils och Dorthi
Troëdssons forskningsfond**

TräteknikCentrum

INSTITUTET FÖR TRÄTEKNISK FORSKNING

Box 5609, 114 86 STOCKHOLM
Besöksadress: Drottning Kristinas väg 67
Telefon: 08-14 53 00
Telex: 14445 tratek s
Telefax: 08-11 61 88
Huvudenhet med kansli

Åsenvägen 9, 553 31 JÖNKÖPING
Telefon: 036-12 60 41
Telefax: 036-16 87 98

931 87 SKELLEFTEÅ
Besöksadress: Bockholmsvägen 18
Telefon: 0910-652 00
Telefax: 0910-652 65

ISSN 0283-4634